

ÉTUDE STATISTIQUE ET GÉNÉTIQUE DES PERFORMANCES D'ÉLEVAGE DES TRUIES DE RACE *LARGE WHITE*

II. — EFFET DIRECT DU VERRAT, HÉRITABILITÉ,
RÉPÉTABILITÉ, CORRÉLATIONS

C. LEGAULT

avec la collaboration technique de N. GAUDIN

*Station de Génétique quantitative et appliquée,
Centre national de Recherches zootechniques, 78-Jouy-en-Josas
Institut national de la Recherche agronomique*

RÉSUMÉ

L'analyse des caractéristiques de 11266 portées nées de 1958 à 1964 dans 33 élevages de race *Large White* et engendrées par 866 verrats a conduit aux résultats suivants :

- l'influence directe du verrot père de la portée est négligeable sauf pour le poids moyen à la naissance;
- les estimations de l'héritabilité par la méthode des couples mère-fille (5 898 couples) vont de 0,05 pour le poids de la portée à 60 jours à 0,11 pour le nombre de porcelets nés vivants;
- les estimations de l'héritabilité obtenues par analyse de la variance sont dans leur ensemble plus faibles que les précédentes et se situent entre 0,01 et 0,07;
- les estimations de la répétabilité vont de 0,09 pour le poids de la portée à 60 jours à 0,16 par le poids moyen à la naissance;
- les corrélations entre variables soulignent l'influence déterminante de la taille de la portée sur la productivité de la truie.

I. — INTRODUCTION

Les résultats de la première partie de cette étude (LEGAULT, 1969) précisent l'influence relative sur les performances d'élevage des truies de quatre facteurs de milieu. Le troupeau et la période semestrielle exercent conjointement une influence qui est particulièrement sensible sur la croissance des porcelets; celle du numéro d'ordre de la portée se traduit essentiellement par un accroissement

du nombre et du poids des porcelets entre la première portée et les suivantes; enfin, l'effet du mois de naissance peut être considéré comme négligeable.

L'analyse des mêmes données a été poursuivie jusqu'à leur interprétation génétique; nous nous proposons en effet d'estimer successivement dans cette seconde partie :

- l'héritabilité des performances de reproduction des truies par la méthode des couples mère-fille;
- l'influence directe du verrat père de la portée;
- l'héritabilité et la répétabilité par l'analyse de la variance;
- les corrélations phénotypiques et génétiques entre variables.

II. — MATÉRIEL ANIMAL ET MÉTHODES

L'origine des animaux et la définition des variables dont la liste figure au tableau 4, ont fait l'objet d'un commentaire détaillé dans la première partie de cette étude (LEGAULT, 1969).

a) Premières estimations de l'héritabilité et de la répétabilité

Au sein de l'échantillon précédemment décrit, pour 4 des variables les plus représentatives, les couples « mère-fille » ayant produit dans le même élevage ont été assortis en 5 classes en fonction du numéro de portée (1^{er}, 2^e, etc...5^e et plus). Une « truie-mère » pouvant avoir un nombre variable de filles, ses performances ont été répétées autant de fois qu'elle avait de filles pour un numéro de portée donné. Au total, 5 898 couples dont la répartition suivant le numéro de portée figure au tableau 1 ont été considérés. Par ailleurs, la somme des porcelets produits au cours des 2 premières (1 082 couples), puis des 3 premières portées (652 couples) a également été prise en considération.

L'analyse a porté sur les données brutes (c'est-à-dire non transformées) et l'héritabilité a été estimée en doublant la régression mère-fille calculée intra-élevage et verrat accouplé aux « filles ». La variance de la régression a été établie par une méthode classique empruntée à FALCONER (1960 b).

Enfin, pour 2 des variables (nombre de porcelets nés vivants et sevrés), les corrélations entre les productions successives et la production totale de 710 truies ont été estimées; pour les 4 familles de coefficients de corrélation ainsi obtenues, le test d'homogénéité de FISHER (1921) a ensuite été appliqué.

b) Correction des données, effet direct du verrat, secondes estimations de l'héritabilité et de la répétabilité, corrélations

Un échantillon de 11 566 portées nées de 1958 à 1964 dans 33 élevages et engendrées par 866 verrats a été considéré. Les variables ont d'abord été corrigées pour le numéro de portée en utilisant les estimations de cet effet par la méthode des moindres carrés obtenues lors de la première analyse statistique (LEGAULT, 1969); puis, elles ont été transformées en écarts-réduits à la moyenne des portées nées dans le même élevage au cours d'une période semestrielle donnée afin de tenir compte de l'interaction qui existe entre ces deux facteurs. Pour ce faire, à l'intérieur des classes ainsi définies, les variables ont subi une transformation correspondant à l'expression :

$$X' = \frac{X - \bar{X}}{s} + C$$

dans laquelle :

- X représente la variable corrigée pour le numéro de portée;
- X' est la transformée de X ;
- \bar{X} est la moyenne de la classe à laquelle appartient la portée;
- s est l'écart-type de la classe à laquelle appartient la portée;
- C est une constante arbitraire choisie de telle sorte que X' soit positive.

Les variables X' ont été classés en fonction du verrat père de la portée et soumises à une première analyse de la variance.

Après élimination des portées dont le grand-père maternel n'était pas identifié, les données transformées et correspondant à 11 266 portées, issues de 3 580 truies filles de 760 verrats, ont été classées hiérarchiquement en fonction :

- du père de la truie;
- de la truie mère de la portée

pour être soumises à une seconde analyse de la variance. Les composantes de la variance et de la covariance ont été estimées selon la méthode de KEMPTHORNE (1957); l'héritabilité (h^2) a été estimée comme étant égale à 4 fois la composante paternelle de la variance et son écart-type a été calculé d'après une méthode proposée par WOLF et décrite par FALCONER (1963 *b*). La répétabilité (r) a été estimée à partir de la somme des composantes paternelles et individuelles de la variance.

Ainsi, en désignant respectivement par s_p^2 , s_f^2 , s_r^2 , la composante paternelle, individuelle et résiduelle de la variance, on peut écrire :

$$h^2 = \frac{4 s_p^2}{s_p^2 + s_f^2 + s_r^2} \quad \text{et} \quad r = \frac{s_p^2 + s_f^2}{s_p^2 + s_f^2 + s_r^2}$$

Les composantes de la variance et de la covariance ont également servi à estimer les corrélations phénotypiques et génétiques entre variables.

III. — RÉSULTATS

a) Premières estimations de l'héritabilité et de la répétabilité

Les estimations de l'héritabilité du nombre de porcelets nés vivants, conservés, sevrés et du poids de la portée à 60 jours par la méthode des couples mère-fille figurent au tableau 1 pour chaque numéro de portée et vont de — 0,07 à 0,22. Pour chacune des 4 variables, les valeurs les plus faibles s'observent pour les secondes portées; les estimations globales intra-numéro de portée sont respectivement 0,107, 0,086, 0,080 et 0,054 pour les quatre variables précitées. La considération de plusieurs productions n'augmente guère l'héritabilité à l'exception de la somme des porcelets sevrés au cours des 3 premières portées ($h^2 = 0,38$).

Aux tableaux 2 et 3 figurent les corrélations deux à deux entre les productions de 710 truies au cours de 4 portées successives d'une part et la somme des porcelets nés et sevrés d'autre part. Les moyennes pondérées des premières corrélations qui constituent une estimation directe de la répétabilité sont égales respectivement à 0,144 et 0,082 pour les deux variables considérées. Par ailleurs, à une exception près (la corrélation entre le nombre de porcelets sevrés entre la 3^e et la 4^e portée est significativement plus élevée qu'entre les autres portées), les corrélations entre portées successives ne diffèrent pas significativement les unes des autres; enfin, l'homogénéité des seconds coefficients de corrélation qui figurent à la première ligne de ces tableaux, ne permet pas d'attribuer à l'une ou l'autre des productions d'une truie une valeur préférentielle dans la prédiction de sa production totale.

b) Effet direct du verrat

L'effet « verrat » (tableau 4) n'est significatif ($P < 0,05$) que sur deux des quatre variables relatives à la prolificité des truies (taille de la portée à 21 jours et au sevrage), mais les valeurs de « F » sont assez proches du seuil de signification

pour la taille de la portée à la naissance. Hautement significatif sur le poids moyen des porcelets à la naissance ($P < 0,01$), l'effet verrat est significatif ($P < 0,05$) sur le poids moyen et le poids de la portée à 60 jours. La composante « verrat » de la variance est faible dans l'ensemble; elle se situe entre 0,43 et 1,04 p. 100 sauf pour le poids moyen à la naissance dont elle représente 5,8 p. 100 de la variance.

TABLEAU I

Estimation de l'héritabilité des performances de reproduction des truies par la méthode des couples mère-fille

Classe	Nbre de couples	Variables							
		Nombre de porcelets						Poids de la portée à 60 j.	
		nés vivants		conservés		sevrés			
		h^2	$s(h^2)$	h^2	$s(h^2)$	h^2	$s(h^2)$	h^2	$s(h^2)$
1 ^{re} portée	1 735	0,084	0,061	0,138	0,063	0,124	0,066	0,207	0,088
2 ^e portée	1 424	0,033	0,065	0,090	0,067	-0,031	0,070	0,073	0,106
3 ^e portée	1 057	0,153	0,080	0,098	0,081	0,109	0,087	0,008	0,120
4 ^e portée	689	0,217	0,118	0,108	0,120	0,112	0,113	0,157	0,177
5 ^e portée et autres	993	0,064	0,080	0,101	0,081	0,079	0,083	0,011	0,125
Sommes des portées n° 1 et n° 2	1 082	0,076	0,075	0,032	0,079	0,119	0,092		
Somme des portées n° 1, n° 2, n° 3	652	0,084	0,098	0,085	0,103	0,378	0,119		
Estimation globale intra-numéro de portée	5 898	0,107	0,034	0,086	0,035	0,080	0,037	0,054	0,052

TABLEAU 2

Corrélations intra-troupeau entre les nombres de porcelets mis bas par 710 truies au cours de 4 portées successives

Numéro de portée	N° 1	N° 2	N° 3	N° 4
Production totale ($\Sigma 1 + 2 + 3 + 4$)	0,57	0,57	0,63	0,62
Portée n° 1		0,12	0,17	0,11
Portée n° 2			0,10	0,13
Portée n° 3				0,23
Portée n° 4				

$$\bar{r} = 0,143$$

TABLEAU 3

Corrélations intra-troupeau entre les nombres de porcelets sevrés par 710 truies au cours des 4 portées successives

Numéro de portée	N° 1	N° 2	N° 3	N° 4
Production totale ($\Sigma 1 + 2 + 3 + 4$)	0,52	0,53	0,60	0,58
Portée n° 1		0,04	0,06	0,04
Portée n° 2			0,09	0,07
Portée n° 3				0,19
Portée n° 4				

$\bar{r} = 0,087$

TABLEAU 4

Test de l'effet direct du verrat : carrés moyens, valeurs de F , et composante « verrat » de la variance

Variables	Carrés moyens		F	Composante « verrat » de la variance (%)
	verrat (865 d° 1)	résiduel (10700 d° 1)		
1. — Nb. de porcelets nés vivants . . .	7 815,96	7 325,04	1,067	0,48
2. — Nb. de porcelets conservés nais- sance	7 739,19	7 306,14	1,059	0,43
3. — Nb. de porcelets vivants à 21 j.	8 478,28	7 824,17	1,084*	0,60
4. — Nb. de porcelets sevrés	8 569,77	7 630,40	1,123*	0,88
5. — Pds. moyen des porcelets à la naissance (g)	14 776,20	7 970,53	1,854**	5,79
6. — Poids moyen des porcelets à 60 j. (g)	8 909,16	8 128,28	1,096*	0,69
7. — Poids de la portée à 60 j. (kg)	9 437,76	8 233,32	1,146*	1,04

$F_{(865, 10.700; P < 0,05)} = 1,084$.

$F_{(865, 10.700; P < 0,01)} = 1,165$.

* Effet verrat significatif ($P < 0,05$).

** Effet verrat hautement significatif ($P < 0,01$).

c) Seconde estimation de l'héritabilité et de la répétabilité

Au tableau 5 figurent les estimations de l'héritabilité par la seconde méthode, celles de la répétabilité ainsi que celles des écarts-types de ces deux paramètres pour chacune des sept variables. L'héritabilité de la taille de la portée passe de 0,07 à 0,01 de la naissance au sevrage et se situe entre 0,03 et 0,08 pour les trois autres variables. Les estimations de la répétabilité sont comprises entre 0,09 et 0,16.

TABLEAU 5

Estimations de l'héritabilité (h^2), de la répétabilité (r) et de leurs écarts-types (s) par analyse de la variance (11 266 portées)

Variables	Héritabilité		Répétabilité	
	h^2	$s(h^2)$	r	$s(r)$
1. — Nb. de porcelets nés vivants	0,066	0,024	0,145	0,010
2. — Nb. de porcelets conservés naissance	0,041	0,023	0,135	0,010
3. — Nb. de porcelets vivants à 21 j.	0,010	0,021	0,112	0,010
4. — Nb. de porcelets sevrés	0,012	0,021	0,105	0,009
5. — Pds moyen des porcelets à la naissance (g)	0,079	0,025	0,158	0,010
6. — Pds moyen des porcelets à 60 j. (g)	0,036	0,022	0,106	0,009
7. — Pds de la portée à 60 j (kg)	0,032	0,021	0,094	0,010

d) Corrélations entre variables

Au tableau 6, au-dessus de la diagonale, figurent les corrélations phénotypiques intra-truie (estimées à partir des composantes résiduelles lors de la seconde analyse de la variance). On note en premier lieu les corrélations élevées et positives qui existent entre les quatre estimations de la taille de la portée d'une part, et le poids de la portée à 60 jours d'autre part ($0,51 < r < 0,94$). On note également l'existence de corrélations négatives, également significatives, mais plus faibles ($-0,37 < r < -0,19$) entre la taille de la portée et le poids moyen des porcelets aux différents stades. On note enfin l'existence de corrélations modérées entre poids moyen à la naissance et à 60 jours ($r = 0,20$) et entre poids moyen et poids de la portée à 60 jours ($r = 0,14$). Les corrélations génétiques (au-dessus de la diagonale) sont dans l'ensemble du même ordre de grandeur que les précédentes.

IV. — DISCUSSION

1. Effet direct du verrat

En insémination artificielle où le verrat peut engendrer plus de 500 portées dans l'année, les avis des auteurs s'accordent pour lui attribuer un effet significatif sur la taille de la portée (VAN OERS, 1964; LEGAULT et OLLIVIER, 1966, MINKEMA, 1967). A l'opposé, dans les élevages où se pratique la saillie naturelle, le faible nombre de portées engendrées comparativement par chaque verrat rend d'autant plus difficile l'estimation de l'effet qu'il exerce directement sur les performances de reproduction des truies que celui-ci est souvent confondu avec

TABLEAU 6

Corrélations entre variables :
 — Phénotypiques, au-dessus de la diagonale ⁽¹⁾
 — Génétiques, au-dessous de la diagonale

Variables	1	2	3	4	5	6	7
1. — Nb. de porcelets nés vivants		0,91	0,67	0,63	— 0,36	— 0,20	0,51
2. — Nb. de porcelets conservés naissance	0,89		0,75	0,71	— 0,37	— 0,21	0,57
3. — Nb. de porcelets vivants à 21 j.	0,47	0,82		0,94	— 0,23	— 0,21	0,79
4. — Nb. de porcelets sevrés.	0,67	1,14	1,40		— 0,20	— 0,19	0,86
5. — Pds. moyen des porcelets à la naissance (g)	0,30	0,40	0,96	0,44		0,20	— 0,10
6. — Pds moyen des porcelets à 60 j. (g)	0,29	0,21	— 0,10	— 0,01	— 0,15		0,14
7. — Pds de la portée à 60 j. (kg)	0,86	1,12	1,24	0,96	0,26	— 0,04	

⁽¹⁾ Toutes ces corrélations sont hautement significatives ($P < 0,01$).

les effets « troupeau », « saison », etc... Aussi, n'est-il pas surprenant de constater la diversité des avis sur ce point comme nous l'avons souligné dans une précédente revue (LEGAULT et OLLIVIER, 1966).

Chez les sélectionneurs français, on trouve un verrat en service pour 7 à 8 truies ce qui, dans le cas précis de notre échantillon, correspond à 13,36 portées nées de chaque verrat. Dans ces conditions, et bien que les effets « troupeau » et « période semestrielle » aient été théoriquement écartés, il n'était guère raisonnable de prétendre déterminer avec précision celles des variables qui sont sous la dépendance du verrat; il importait plutôt de donner un ordre de grandeur de cet effet. Sur ce point, nos résultats attribuent au verrat moins de 1 p. 100 de la variance de la taille et du poids de la portée et sont en parfait accord avec ceux de STRANG (1968) dont l'étude porte sur près de 38.000 portées de race Large White nées en Angleterre. Par contre, selon NIELSEN (1969), des verrats « itinérants » ayant engendré un grand nombre de portées (140 en moyenne) par saillie simple, exercent sur la taille de ces dernières une influence hautement significative. Si l'on rappelle que OLLIVIER et LEGAULT (1967) attribuaient à l'effet direct du verrat en insémination artificielle 1 à 5 p. 100 de la variance de la taille et du poids de la portée, une remarque s'impose : en fécondation naturelle, la double saillie est souvent pratiquée alors qu'en insémination artificielle un nombre 20 à 30 fois plus réduit de spermatozoïdes doit en une seule intervention recouvrir l'ensemble des ovulations; il est donc possible de supposer que les différences entre verrats, même faibles, soient accentuées par l'usage de l'insémination artificielle.

TABLEAU 7
Estimations de l'hérédité des performances de reproduction des truies

Auteur	Race Effectif	Méthode ⁽¹⁾	TAILLE DE LA PORTÉE			POIDS DE LA PORTÉE			POIDS MOYEN DES PORCELETS				
			à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage (7-9 semaines)	à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage	à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage		
LUSH et MOLIN (1943) Estimations d'après la littérature	racés américains	I I	0,17 0,10 — 0,18										
STEWART (1945)	lignées consanguines 475 couples	I	0,16		0,32								
CUMMINGS <i>et al.</i> (1947)	lignées consanguines 532 couples	I	0,19		0,32			0,36			0,07		
KORKMAN (1947)	Large White et Landrace 5 150 portées	II	0,11	0,06						0,09			
BLUNN et BAKER (1949)	lignées consanguines 528 couples	I	0,22	0,27	0,22						0,37		

	I	— 0,11		— 0,09					0,03
LAUPRECHT et DO- RING (1953)	Landrace 3 848 por- tées II et III Weidsch wein 1 128 portées	0,14 0,12							
BOYLAN <i>et al.</i> (1961)	I Minneso- ta 1970 couples	0,03							
SILER (1962)	I Large White 1 005 couples	0,11	0,10	0,09	0,17	0,21			
ABARCA (1963)	II Croise- ments 830 por- tées	0,10		0,19	0,12	0,28			
VAN OERS (1964)	II Landrace 7 605 portées	0,13							
FERENCZ (1965)	I II et III Large White 773 couples 1 191 portées	0,08 0,15							
JENSEN (1965)	I Landrace 595 portées	0,26			0,19				

TABLEAU 7 (suite)
 Estimations de l'héritabilité des performances de reproduction des truies

Auteurs	Race Effectif	(1) Méthode	TAILLE DE LA PORTÉE			POIDS DE LA PORTÉE			POIDS MOYEN DES PORCELETS		
			à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage (7-9 semaines)	à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage	à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage
SILER <i>et al.</i> (1965)	Large White 3 100 couples	I	0,19	0,09	0,09	0,28	0,17	0,41	0,44	0,23	0,21
SVIBEN (1965)	Landrace 356 portées	I	0,17	0,08			0,16				
GABRIS et ZILLA (1966)	Large White 156 couples	I			0,14			0,15			
NOLAND <i>et al.</i> (1966)	Poland China consanguines 411 portées	I	0,11		0,21			0,62	0,24		0,12
SILER (1965)	Large White 1 258 couples	I	0,17		0,10						
SIMONI <i>et al.</i> (1966)	Large White Landrace 121 portées	II	0,12		0,48				0,04		0,48

A l'exception du poids moyen à la naissance, fortement influencé par le verrat (5,8 % de sa variance), il semble que pour les autres variables, cet effet soit trop faible pour fausser l'analyse génétique.

2. Héritabilité

Le tableau 7 donne un aperçu des nombreuses estimations de l'héritabilité des performances d'élevage des truies fournies par la littérature. La grande diversité de ces estimations s'explique en partie par celle des populations animales étudiées (races, lignées...); toutefois, un examen attentif de ce tableau et la prise en considération des effectifs, des intervalles de confiance et des méthodes de calcul permettent de situer ces estimations dans des limites plus restreintes.

L'héritabilité de la taille de la portée à la naissance se situe vraisemblablement entre 0,06 et 0,14 avec une valeur moyenne voisine de 0,10; les valeurs correspondantes au sevrage sont légèrement plus faibles et voisines de 0,08. Cette diminution s'explique par le fait que les pertes en porcelets dépendent presque uniquement du milieu (écrasements, maladies, etc...). On notera que la faible héritabilité de la prolificité apparaît comme un fait d'ordre général chez les espèces polytoques comme le montrent, à titre indicatif, les résultats de FALCONER (1960 *a*) chez la souris, de JOHANSSON (1965) chez la visonne et de PURSER (1965) chez la brebis.

Les facteurs de milieu ont une influence prépondérante sur le poids de la portée et des porcelets; ils sont de surcroît particulièrement difficiles à maîtriser dans les élevages courants. Ces remarques suffisent à expliquer la grande diversité des estimations de l'héritabilité de ces variables. Cependant, l'examen du tableau 7 et plus précisément les études réalisées par URBAN *et al.* (1966) et STRANG (1968) nous amènent à conclure que l'héritabilité de ces caractères est du même ordre de grandeur ou légèrement plus faible que celle de la taille de la portée.

En accord avec cet examen d'ensemble de la littérature, nos résultats (tableaux 1 et 5) classent les performances de reproduction des truies parmi les caractères faiblement héréditaires et donnent des estimations légèrement plus élevées au voisinage de la naissance qu'au voisinage du sevrage. Cependant, parmi les deux méthodes d'estimation utilisées (régression mère-fille et décomposition de la variance), la seconde donne des valeurs plus faibles pour l'ensemble des variables. Les erreurs d'échantillonnage et la faible part de la covariance mère-fille attribuable aux effets d'épistasie ne suffisent pas pour expliquer cette différence; l'effet maternel au contraire, en admettant qu'il existe et agisse dans le même sens que chez la souris (FALCONER, 1963 *a*), devrait diminuer cette même covariance en défavorisant les truies issues des grandes portées. Cette différence s'explique plus vraisemblablement par le mode de correction des données qui, en éliminant l'effet de la combinaison « élevage-période », souvent confondu avec l'effet paternel en raison du faible effectif des troupeaux, a probablement diminué la variance génétique. Il est donc permis de supposer que la seconde méthode a conduit à une légère sous-estimation de l'héritabilité.

Comme l'indique le tableau 8, VAN OERS (1964) et STRANG (1968) trouvent comme nous des estimations plus élevées en première qu'en seconde portée mais n'observent pas une remontée de l'héritabilité dès la troisième portée. SILER (1966) au contraire, trouvait que l'héritabilité de la taille de la portée augmentait avec le numéro de portée. Les différences observées ne permettent pas, pour l'instant, de conduire à une conclusion générale.

TABLEAU 8

*Estimation de l'héritabilité du nombre de porcelets nés (N) et sevrés (S)
pour différents numéros de portée*

Numéro de portée	AUTEURS						
	VAN OERS (1964)	SILER (1966)		STRANG (1968)		LEGAULT (1969)	
		(N)	(N)	(S)	(N)	(S)	(N)
1	0,21	0,08	0,04	0,10	0,13	0,08	0,12
2	0,10	0,17	0,09	0,06	0,08	0,03	0,03
3	0,11	0,23	0,18	0,03	0,07	0,15	0,11
4	0,06			0,10	0,01	0,22	0,11
Moyenne pondérée	0,13	0,17	0,10	0,07	0,09	0,11	0,08

3. Répétabilité

Le tableau 9 regroupe les estimations de la répétabilité des performances de reproduction des truies enregistrées par différents auteurs; ces dernières vont de 0,03 à 0,25 pour la taille de la portée; de 0,03 à 0,21 pour le poids de la portée et de 0,04 à 0,15 pour le poids moyen des porcelets au sevrage. En accord avec nos résultats les valeurs moyennes de 0,15, 0,12, 0,10 peuvent être retenues respectivement pour la taille de la portée à la naissance, au sevrage, et le poids de la portée ou le poids moyen des porcelets au sevrage; bien qu'on ne dispose que de deux estimations, celle du poids moyen à la naissance semble légèrement plus élevée.

Bien qu'elles représentent la limite supérieure de l'héritabilité, les valeurs de ces différentes estimations restent faibles : cela signifie que la connaissance des caractéristiques d'une seule portée d'une femelle est une mauvaise indication de son potentiel de production réel; ce dernier sera donc connu avec d'autant plus de précision que cet animal aura produit un grand nombre de fois.

TABLEAU 9
Estimations de la répétabilité des performances de reproduction des truies

AUTEUR	RACE	TAILLE DE LA PORTÉE				POIDS DE LA PORTÉE			POIDS MOYEN DES PORCELETS		
		à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage (7-9 semaines)	à 5 ou 6 mois	à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage	à la naissance	à 3 ou 4 semaines	au sevrage
LUSH et MOLLN (1943). Estimations d'après la bibliographie)	races américaines	0,17		0,17				0,18			
		0,06 — 0,20		0,10 — 0,13				0,19 — 0,21			
KORKMAN (1947)	Large White et Landrace	0,12	0,07				0,12				
LAUPRECHT et DORING (1953)	Landrace Weildeschein	0,16									
		0,14									
ABARCA (1963)	Croisements	0,03		0,05			0,03	0,07			

VAN DERK (1964)	Laurace	0,20																			
URBAN <i>et al.</i> (1966)	racés améri- caines	0,17	0,06	0,07																	
	Duroc	0,13	0,16																		
SHELBY (1967)	Duroc	0,25																			
	Large White	0,15	0,14																		0,04
STRANG (1968)	Large White																				
	Large White (586 portées consan- guines)	0,24	0,07		0,25																0,15
KING et GAJIC (1969)	Large Black	0,11	0,09																		
	Large White	0,14	0,10																		0,11
FIEDLER <i>et al.</i> (1969)	Large Black																				
	Large White	0,03 à 0,25	0,05 à 0,17																		0,04 à 0,15
LEGAULT (1970)	Large White	0,14	0,11																		0,16
	Large White	0,03 à 0,25	0,07 à 0,18																		0,16 à 0,41
Champ de variation des estimations																					
																					0,10
MOYENNE PROBABLE		0,15	0,14																		0,10

Pour un caractère à faible répétabilité, l'héritabilité est sensiblement augmentée lorsque l'on considère plusieurs productions successives; ainsi, si l'on considère les estimations de l'héritabilité et de la répétabilité figurant respectivement aux tableaux 1 et 5, l'héritabilité du nombre de porcelets nés et sevrés au cours des 3 premières portées serait égale à 0,25 et 0,20. Cette conséquence théorique est assez mal vérifiée par nos résultats (tableau 1), en raison semble-t-il de la chute de l'héritabilité en 2^e portée et des erreurs d'échantillonnage. Toutefois, LAUPRECHT et DORING (1953) estimaient que l'héritabilité de la somme des porcelets nés au cours des 4 premières portées était respectivement égale à 0,34 et 0,38 dans deux races allemandes; pour le même caractère, KRIPPL *et al.* (1965) de leur côté, trouvaient la valeur de 0,31.

4. *Corrélations entre variables*

Si les corrélations génétiques doivent être considérées avec réserve, les coefficients de corrélations phénotypiques estimés à partir des composantes résiduelles de la variance et de la covariance, confirment dans l'ensemble les résultats d'autres auteurs (KORKMAN, 1947; FREDEEN et PLANK 1963; SALMON LEGAGNEUR *et al.* 1966; SILER, 1966; SHELBY, 1967; BEN BERESKIN *et al.* 1968; STRANG, 1968). Sous réserve de l'existence d'une liaison non linéaire entre poids moyen et taille de la portée pour les portées de faible effectif (KORKMAN, 1947; AUMAITRE *et al.*, 1966; BEN BERESKIN, 1968), ces résultats révèlent une liaison étroite entre les quatre estimations de la taille de la portée et une liaison négative modérée entre ces quatre variables et le poids moyen des porcelets: le fait d'ajouter un porcelet vivant à la naissance augmente la taille de la portée au sevrage de 0,56 unité, diminue le poids moyen à la naissance de 30 g et le poids moyen à 60 jours de 250 g. Ces résultats soulignent par ailleurs l'influence déterminante du nombre de porcelets produits sur la productivité de la truie représentée par le poids de la portée à 60 jours; ces résultats remettent en question l'utilité de la pesée des porcelets; les techniques modernes d'élevage (sevrage précoce, synchronisation des chaleurs, etc...) sont appelées à accentuer encore cette influence à tel point que le nombre de porcelets sevrés annuellement par la truie (« productivité numérique ») devient le critère économique de référence.

V. — CONCLUSIONS GÉNÉRALES

Si cette étude attribue au milieu 90 p. 100 de la variation des performances de reproduction des truies, elle a montré également que 50 à 80 p. 100 de cette même variation restait inexpliqué. Si l'effet temporaire de l'élevage et celui du numéro de portée jouent un rôle important, ceux du mois de naissance et du verrat père de la portée sont très faibles ou négligeables. Il en résulte que le progrès le plus spectaculaire devra être recherché dans l'amélioration des techniques d'élevage: accélération du rythme de reproduction des truies, diminution des pertes, alimentation, état sanitaire etc...

L'examen des corrélations entre variables a souligné l'influence déterminante du nombre de porcelets sevrés sur la productivité de la truie et semble désigner ce caractère comme critère possible de sélection. De plus, parmi les différentes estimations de la prolificité des truies, la taille de la portée au sevrage est celle qui, dans les conditions actuelles, présente le plus d'intérêt pour l'éleveur; toutefois il ne faut pas négliger le rôle du nombre de porcelets nés vivants, d'ailleurs légèrement plus héritable (sauf pour la somme des trois premières portées), qui est appelé à s'accroître avec l'extension des techniques modernes.

L'héritabilité faible quoique différente de zéro signifie que la sélection conduira à une amélioration réelle mais lente des performances de reproduction des truies; si l'on suppose que l'éleveur choisit ses reproducteurs dans la descendance de la moitié supérieure de ses truies classées par ordre de prolificité, le progrès sera voisin de 0,08 porcelet par truie et par an. Doit-on en conclure que cette sélection est inutile? Seule, une étude économique fournit une réponse (LEGAULT, 1970). Un progrès rapide devra être recherché dans l'utilisation judicieuse de la technique des croisements (SELLIER, 1970). A titre indicatif, si 10 générations de sélection sont nécessaires pour augmenter la taille de la portée d'une unité, les croisements donnent le même résultat en deux générations. Mais il s'agit en fait de deux techniques complémentaires, les croisements n'étant profitables à long terme que dans la mesure où une sélection intense est pratiquée dans les lignées ou les races pures.

Comme conséquence de la faible répétabilité, nous devons retenir que toutes les informations disponibles sur une truie doivent être prises en considération pour aboutir à la meilleure estimation de son potentiel de production.

L'éleveur est appelé à comparer entre elles des truies d'âges différents qui ont produit un nombre variable de portées à des périodes différentes; une sélection efficace ne peut être envisagée que dans la mesure où un indice de sélection tenant compte de ces différents facteurs et des paramètres génétiques est estimé pour chaque animal et aboutit au classement des truies en production dans chaque élevage.

Reçu pour publication en février 1970.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier les responsables du livre généalogique de la race *Large White* qui ont mis les données à sa disposition ainsi que MM. MOLENAT et OLLIVIER pour leurs nombreux conseils et suggestions.

SUMMARY

STATISTICAL AND GENETICAL STUDY OF THE PERFORMANCES OF *LARGE WHITE* SOWS

II. — DIRECT EFFECT OF THE BOAR, HERITABILITY, REPETABILITY, CORRELATIONS

The analysis of the performances of 11266 litters farrowed by 3850 *Large White* sows, daughters of 766 boars and sired by 866 boars has given the following results :

— the direct boar effect on litter performances is negligible except on the average birth weight of piglets ;

- heritabilities estimated by doubling daughter-dam regression (5.898 pairs) go from .05 for litter weight at 60 days to .11 for litter size at birth;
- heritabilities estimated by analysis of variance are comprised between .01 and .07;
- repeatability estimates are comprised between .09 for litter weight at 60 days and .16 for average birth weight of piglets;
- the phenotypic and genetic correlations point out the important influence of litter size on the productivity of the sow.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABARCA V., 1963. Heredabilidad del tamaño y peso de la camada al nacimiento y destete en cerdos. *Zoología*, **4**, 87-91.
- AUMAITRE A., LEGAULT C., SALMON-LEGAGNEUR E., 1966. Aspects biométriques de la croissance pondérale du porcelet : I. — Influence du sexe, de l'année de naissance, du numéro et de la taille de la portée. *Ann. Zootech.*, **15**, 313-331.
- BEN BERESKIN C.E. et al., 1968. Inbreeding and swine productivity traits. *J. Anim. Sci.*, **27**, 339-350.
- BLUNN C.P., BAKER M.I., 1949. Heritability estimates of sow productivity and litter performance. *J. Anim. Sci.*, **8**, 89-97.
- COCKERHAM C.C., 1952. Genetic covariance among characteristics of swine. *J. Anim. Sci.*, **11**, 738.
- CUMMINGS J.N., WINTERS I.M., STEWART H.A., 1947. The heritability of some factors affecting productivity of brood sows. *J. Anim. Sci.*, **6**, 297-304.
- FALCONER D.S., 1960 a. The genetics of litter size in mice. *J. Cell. comp. Physiol.*, **56**, suppl., 153-167.
- FALCONER D.S., 1960 b. *Introduction to Quantitative Genetics*. Oliver and Boyd, London.
- FALCONER D.S. 1963 a. Maternal effects and selection response. XI Intern. Congr. Genet., **3**, 763-774.
- FALCONER D.S., 1963 b. *Methodology in Mammalian Genetics. Quantitative inheritance* W.J. Burdette Ed., Holden day Inc., San Francisco.
- FERENCZ G., 1965. Importance économique et possibilités d'amélioration de la taille de la portée chez la truie. I. Héritabilité de la taille de la portée à la naissance (Hongrois). *Allattenyészés*, **14**, 309-324.
- FIEDLER J., SILER R., PAVLIK J., 1969. Paramètres génétiques de la taille de la portée chez le porc *Large Black* tchèque. (tchèque). *Zivoc. Vyroba*, **14**, 109-116.
- FISHER R.A., 1921. On the probable error of a coefficient of correlation deduced from a small sample. *Metron*, **1**, 3.
- FREDEEN H.T., PLANK R.N., 1963. Litter size and post-weaning performance in swine. *Canad. J. Anim. Sci.*, **43**, 135-142.
- GABRIS J., ZILLA J., 1966. Héritabilité des performances d'élevage des truies au cours de leurs trois premières portées (Tchèque). *Zivoc. Vyroba*, **11**, 233-238.
- JENSEN P., 1965. Effets de l'hérédité sur la taille et le poids de la portée chez le Porc *Landrace* Danois (Danois). *Ugoskr. Landm.*, **110**, 819-825.
- JOHANSSON I., 1965. Studies on the genetics of ranch-mink. III. — Causes of variation in litter size and frequency of reproduction. *Z. Tierzucht Zücht Biol.*, **81**, 73-88.
- KEMPTHORNE O., 1957. *An Introduction to Genetics Statistics*. John Wiley and sons, Inc., New York.
- KORKMAN N., 1947. Causes of variation in the size and weight of litters from sows. *Acta. agric. Suec.*, **2**, 253-310.
- KRIEPL J., PATZ H., SIMON D., 1965. Untersuchungen über die Erblichkeitsverhältnisse wichtiger Leistungseigenschaften beim deutschen veredelten Landschwein Bayer. *Landw. Jbr.*, **42**, 917-940.
- LAUPRECHT E., DORING H., 1953. Über den Erblichkeitsanteil an der Streuung der Wurfgrösse bei Schweinen. *Z. Tierzucht Zücht. Biol.*, **62**, 131-142.
- LEGAULT C., 1969. Étude statistique et génétique des performances d'élevage des truies de race *Large White*. I. — Effets du troupeau, de la période semestrielle, du numéro de portée et du mois de naissance. *Ann. genet. Sél. Anim.*, **1**, 281-298.
- LEGAULT C., 1970. Recherche d'un taux optimum de sélection des jeunes truies sur la prolificité de leur mère. *Journ. Rech. porc. en France*, Paris 19-20 février, 241-249.
- LEGAULT C., OLLIVIER L., 1965. Résultats préliminaires concernant l'influence du verrat sur la taille de la portée en insémination artificielle. *Ann. Zootech.*, **14**, 401-408.
- LOUCA A., ROBISON O.W., 1965. Heritability and genetic correlations in swine. *J. Animal. Sci.*, **24**, 850.
- LUSH J.L., MOLLN A.E., 1942. Litter size and weight as permanent characteristics of sows. *Tech. Bull. U.S. Dép. Agric.*, (836), 40 p.

- MINKEMA D., 1967. Influence de différents facteurs sur la taille des portées chez le Porc (hollandais). *Veeeteelt. Zuivelber.*, **10**, 161-172.
- NIELSEN H.E., 1969. Vitesse de croissance, fertilité et longévité de verrats soumis à différents régimes en cours d'élevage et résultats relatifs à la fertilité des truies. *Beretn. Forsøgslab.* (375), 47 p.
- NOLAND P.R., BROWN C.J., GIFFORD W., 1966. Heritability of and genetic correlations among certain productivity traits in an inbred line of Poland China swine. *Bull. Ark. agric. Exp. Stn.* (706) 19p.
- OLLIVIER L., LEGAULT C., 1967. L'influence directe du vertrat sur la taille et le poids des portées obtenues par insémination artificielle. *Ann. Zootech.*, **16**, 247-254.
- PLOCEK F., 1967. Efficacité de la sélection sur la fertilité des truies de race *Large White* (tchèque). *Zivoc. Vyroba.*, **12**, 599-606.
- PURSER A.F., 1965. Repeatability and heritability of fertility in Hill sheep. *Anim. Prod.*, **7**, 75-82.
- SALMON-LEGAGNEUR E., LEGAULT C., AUMAITRE A., 1966. Relation entre les variations pondérales de la truie en reproduction et les performances d'élevage. *Ann. Zootech.*, **15**, 215-229.
- SELLIER P., 1970. Hétersis et croisements chez le Porc. *Ann. génét. Sél. anim.*, **2**, 145-207.
- SHELBY C.E., 1967. Genetic aspects of the production registry program. *J. Anim. Sci.*, **26**, 5-9.
- SILER R., 1962. Héritabilité de quelques caractères de production chez le porc *Large White* (Tchèque). *Zivoc. Vyroba*, **7**, 576-582.
- SILER R., 1966. Relations entre le nombre de porcelets nés et sevrés dans les générations parentales et filiales chez le porc *Large White* (tchèque). *Zivoc. Vyroba*, **17**, 917-926.
- SILER R., PLOCEK F., PAYLIK J., 1965. Coefficients d'héritabilité des porcs blancs des provinces tchèques (tchèque). *Zivoc. Vyroba*, **10**, 399-408.
- SIMONI G., GUIDOBONO CAVALCHINI L., FERRARI F., ROGNONI G., 1966. La ereditabilita del numero dei figli nati e svezza'i al primo parto, del peso medio alla nascita e allo svezzamento in un allevamento di suini di razze *Large Withe* e *Landrace*. *Atti soc. ital. Sci. vet.*, **20**, 346-347.
- STEWART M.A., 1945. Inheritance of prolificacy in swine. *J. Anim. Sci.*, **4**, 359-366.
- STOCKHAUSEN C.W.F., BOYLAN W.J., 1966. Heritability and genetic correlation estimates in a new breed of swine. *Canad. J. Anim. Sci.*, **46**, 211-216.
- STRANG G.S., 1968. The genetic aspects of litter productivity in British pigs. *Ph. D. Thesis*. Univ. Edinburgh.
- SVIBEN M., 1965. Génétique quantitative et estimation de l'héritabilité des caractères économiques importants chez le Porc (Serbo Croate). *Vet. Arh.*, **35**, 147-152.
- URBAN W.E., SHELBY C.E., CHAPMAN A.B., WHATLEY J.A., GARWOOD V.A., 1966. Genetic and environmental aspects of litter size in swine. *J. Anim. Sci.*, **25**, 1148-1153.
- VAN OERS J.P., 1964. Influence du vertrat sur la taille de la portée (hollandais). *Veeeteelt Zuivelber.*, **7**, 119-125.
- WINTERS L.M., CUMMINGS J.N., STEWART H.A., 1947. A study of factors affecting survival from birth to weaning and total weaning weight of the litter in swine. *J. Anim. Sci.*, **6**, 288-296.
-